

Obstacles à l'accès à la formation

Gordon B. Cooke, Isik U. Zeytinoglu et James Chonban

Plusieurs chercheurs affirment que la formation de la main-d'œuvre est un moyen d'obtenir et de maintenir un avantage concurrentiel sur les marchés mondiaux d'aujourd'hui (Aragon-Sanchez et coll., 2003; Industrie Canada, 2002; Turcotte et Rennison, 2004). Par conséquent, l'offre de formation a été préconisée comme politique sociale efficace en matière de compétitivité (Conference Board du Canada, 2008; OCDE, 2006). Récemment, le Conference Board du Canada (2008) signalait que le Canada ne dispose pas d'une stratégie ciblée pour assurer la priorité du développement des compétences professionnelles et de l'éducation permanente. En outre, les employeurs canadiens investissent peu dans les programmes de formation en milieu de travail, en termes absolus (Betcherman et coll., 1998) et comparativement à leurs homologues européens (Goldenberg, 2006).

D'autres soutiennent que les conditions de travail au Canada sont polarisées (Betcherman et Lowe, 1997). Bref, un nombre important de travailleurs occupent un emploi qui offre relativement peu d'avantages sociaux, de sécurité et de stabilité ainsi qu'une faible rémunération (Chaykowski, 2005; Morissette et Zhang, 2005). De plus, cette dichotomie semble s'étendre à la formation parrainée par l'employeur, alors que certains bénéficient de beaucoup plus de formation que d'autres (Peters, 2004; Saunders, 2003; Sussman, 2002).

De nombreuses études canadiennes et internationales indiquent que les travailleurs moins instruits sont beaucoup plus susceptibles que les autres d'avoir des emplois moins bien rémunérés (p. ex., Cooke, 2007; OCDE, 2005 et 2006). Il n'est pas surprenant de constater que ces travailleurs sont parmi ceux dont l'accès à

la formation est relativement restreint (Zeytinoglu et coll., 2008). Traditionnellement, la syndicalisation a amélioré les conditions de travail, et des études récentes laissent entendre que la syndicalisation continue d'être associée à une meilleure rémunération (Fang et Verma, 2002). Bien que les avantages de la syndicalisation soient susceptibles de s'effriter à l'ère des marchés libres et mondiaux, des informations récentes laissent entendre que les travailleurs syndiqués continuent de bénéficier d'un meilleur accès à la formation que les travailleurs non syndiqués (Boheim et Booth, 2004; Cooke, 2007; Turcotte et coll., 2003), quoique les résultats diffèrent pour les hommes et pour les femmes (Hurst, 2008).

Les femmes sont surreprésentées dans les emplois de piètre qualité (Cranford et coll., 2003; McGovern et coll., 2004). Ces auteurs mentionnent également que les femmes continuent à être désavantagées même parmi ceux qui occupent un emploi de piètre qualité, ce que corrobore la notion historique selon laquelle les femmes ont dû composer avec des obstacles supplémentaires sur le marché du travail, intentionnellement ou autrement (p. ex., Padavic et Reskin, 2002). En ce qui concerne la formation en particulier, les études antérieures portant sur la formation parrainée par l'employeur à l'intention des femmes ne sont pas concluantes.

Certaines études montrent que, par rapport à leurs homologues masculins, les femmes sont moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur (p. ex., Frazis et coll., 2000; Knoke et Ishio, 1998; OCDE, 2006; Sussman, 2002), alors que d'autres études rapportent des différences négligeables ou un accès légèrement plus ouvert pour les femmes (p. ex., Peters, 2004; Turcotte et coll., 2003; Underhill,

Gordon B. Cooke est au service de la Memorial University of Newfoundland; on peut le joindre au 709-737-6204. Isik U. Zeytinoglu est au service de la McMaster University; on peut le joindre au 905-525-9140 (poste 23957). James Chonban est au service de la McMaster University; on peut le joindre au 905-525-9140 (poste 27967). On peut communiquer avec les auteurs à perspective@statcan.gc.ca

2006; Simpson et Stroh, 2002). En outre, les écarts dans l'accès à une formation parrainée par l'employeur, lorsque l'on compare les hommes et les femmes, ne sont pas toujours apparents, sauf si l'incidence d'autres facteurs connexes en milieu de travail est prise en compte (Knoke et Ishio, 1998). Par conséquent, il peut être avancé que, parmi les caractéristiques clés connexes, toutes choses étant égales par ailleurs, les emplois de piètre qualité sont occupés par des travailleurs à faible revenu, qui ont fait moins d'études, qui ne sont pas protégés par un syndicat et qui, en particulier, sont des femmes. Pour rester fidèles aux résultats actuels de la recherche (p. ex., Saunders, 2003; Chaykowski, 2005; Vallée, 2005), dans le présent article, les personnes qui affichent ces caractéristiques sont appelées des travailleurs vulnérables. Bien que les travailleurs avec des caractéristiques de « vulnérabilité » ne constituent de toute évidence pas un groupe homogène, la documentation laisse entendre que ces travailleurs sont, en moyenne, relativement vulnérables comparativement aux autres travailleurs.

En utilisant les Enquêtes sur le milieu de travail et les employés (EMTE) de 2003 et de 2005, le présent article explore la prestation de formation parrainée par l'employeur à l'intention de ces travailleurs dits vulnérables (voir *Source des données et définitions*). La formation peut aider à hausser la rémunération et améliorer les perspectives d'emploi de meilleure qualité (OCDE, 2005 et 2006; Morissette et Zhang, 2005; Vallée, 2005). Une main-d'œuvre bien formée permet également aux employeurs de bénéficier de travailleurs plus productifs et plus flexibles, compte tenu, particulièrement, de la pénurie de travailleurs qualifiés qui se profile à l'horizon canadien (p. ex., Aragon-Sanchez et coll., 2003; Goldenberg, 2006). Il importe donc de vérifier si certains sous-groupes de travailleurs identifiables bénéficient de beaucoup plus ou de beaucoup moins de formation de leur employeur. En deuxième lieu, l'article prend également en considération la proportion de travailleurs qui refusent la formation parrainée par leur employeur. Bien que les raisons expliquant ces refus soient sans aucun doute nombreuses, elles peuvent offrir un aperçu général de l'importance de la formation pour chaque travailleur¹.

En ce qui concerne les fondements théoriques de la formation parrainée par l'employeur, la théorie du marché du travail de Becker (1964) propose que les travailleurs devraient payer pour toute formation générale menant à l'acquisition de nouvelles compétences et à une meilleure rémunération, et que les em-

ployeurs payent uniquement la formation particulière à l'entreprise. Toutefois, des études empiriques laissent entendre que la théorie de Becker constitue davantage une façon de comprendre les investissements dans le capital humain dans sa forme pure qu'une description de la réalité (Acemoglu et Pischke, 1998 et 1999; Ahlstrand et coll., 2003). Dans la pratique, les employeurs offrent de la formation à trois fins : pour accroître la productivité ou le rendement des travailleurs, pour atteindre les objectifs de l'organisation et pour investir dans les employés afin de réussir dans l'environnement imprévisible et turbulent des affaires (Belcourt et coll., 2000). Par conséquent, les employeurs sont susceptibles de réserver leurs ressources en matière de formation à leurs meilleurs employés à des fins commerciales stratégiques et de priver ainsi les employés moins privilégiés (Rainbird, 2000).

Cette étude examine cinq groupes de travailleurs se chevauchant : tous les travailleurs; les travailleurs à faible revenu; les travailleurs moins instruits; les travailleurs non syndiqués; ainsi que le groupe des travailleurs à faible revenu, moins instruits et non syndiqués. Les cinq groupes ont été de plus divisés selon le sexe. Dans l'analyse multidimensionnelle, la formation parrainée par l'employeur constituait la variable dépendante, et le sexe, la rémunération, l'éducation et la syndicalisation étaient examinés à titre de variable indépendante, avec des variables d'interaction, le cas échéant. Plusieurs autres facteurs liés aux travailleurs, au travail, au milieu de travail et au secteur d'activité peuvent, individuellement et collectivement, influencer la tendance d'un employeur à offrir de la formation. Un bon nombre de ces facteurs sont pris en compte en tant que variable de contrôle, notamment le statut professionnel, l'emploi, l'état matrimonial, la charge d'enfants, la durée d'emploi, la taille et la rentabilité du lieu de travail, l'âge des travailleurs et le secteur d'activité².

Prestation de formation parrainée par l'employeur pour l'ensemble des travailleurs

Environ 60 % de tous les travailleurs bénéficient d'une formation parrainée par l'employeur, alors que 12 % refusent ce type de formation (tableau 1). Ces chiffres correspondent à d'autres estimations, lorsque l'on tient compte du fait que la définition élargie de l'accès comprend trois types de formation parrainée par l'employeur, y compris la formation offerte par l'employeur, mais refusée par l'employé. Une étude

Tableau 1 Caractéristiques de tous les travailleurs

	%
Variables dépendantes	
Formation reçue parrainée par l'employeur	60,1
En cours d'emploi	32,9
En classe	36,5
Externe	4,4
Formation refusée	12,2
Variables indépendantes	
Femmes	52,2
Faible revenu	25,6
Études	
Études secondaires non terminées	10,0
Études secondaires terminées	16,6
Études postsecondaires non universitaire	52,3
Diplôme universitaire	21,1
Non syndiqué	73,1
Faible revenu, moins instruit, non syndiqué	8,7
Variables de contrôle : travailleur	
Non permanent	9,1
Temps partiel	15,7
Profession	
Gestionnaire	12,6
Professionnel	17,2
Col blanc	22,8
Col bleu	47,4
État matrimonial	
Marié/en union de fait	68,4
Autre	31,6
Enfants à charge	43,5
Durée d'emploi ¹	8,7
Durée d'emploi au carré ¹	152,9
Âge des travailleurs ¹	40,9
Âge des travailleurs au carré ¹	1 814,7
Variables de contrôle : milieu de travail	
Taille du lieu de travail (employés) ¹	482,7
Taille du lieu de travail (formule) ¹	1,8
Secteur d'activité	
Primaire	1,7
Fabrication et secteur connexe	31,8
Commerce de détail	24,3
Finance et assurances	4,7
Éducation et santé	21,8
Autres services	15,6
Entreprise à but lucratif	66,5

1. Indique la moyenne de l'ensemble des travailleurs, tous les autres nombres indiquent la proportion des travailleurs ayant des caractéristiques particulières.

Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés, 2005.

antérieure a montré qu'environ la moitié des travailleurs canadiens bénéficient d'une formation parrainée par l'employeur dans une année donnée (L'urcotte, Leonard et Montmarquette, 2003). Selon la présente étude, 33 % des travailleurs ont bénéficié d'une formation en cours d'emploi, 37 % ont suivi une forma-

Limites

Bien que l'Enquête sur le milieu de travail et les employés porte sur la plus grande partie du marché du travail canadien, les travailleurs non permanents y sont quelque peu sous-représentés, car seuls les employés qui reçoivent des feuillets T4 de leur employeur sont inclus. Par conséquent, les travailleurs temporaires des agences de placement ne sont pris en compte que si l'agence elle-même est incluse à titre d'employeur. En outre, les travailleurs occasionnels et sur demande peuvent s'être identifiés comme étant des employés « réguliers », même s'ils sont davantage considérés comme des employés non permanents.

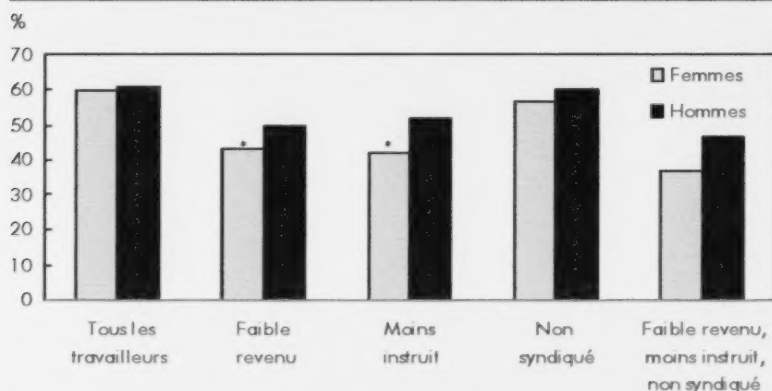
Par ailleurs, il est raisonnable de supposer que les modèles comportent des variables biaisées qui n'ont pas été prises en compte. En termes plus simples, de nombreux facteurs liés au lieu de travail et aux travailleurs ont probablement une incidence sur la prestation de formation. Alors que plusieurs de ces facteurs ont été pris en compte, tous les facteurs pertinents n'ont peut-être pas été pris en compte. Par exemple, la perception d'un employeur relativement au « talent » d'un employé pourrait avoir une incidence sur les possibilités de formation. La nature hiérarchique ou en grappe des données de l'EMTE est une autre question connexe, puisque les répondants ont été choisis au hasard dans certaines organisations. Quoi qu'il en soit, l'une des hypothèses concernant les modèles de régression était que toutes les constatations (c.-à-d. les travailleurs) étaient indépendantes, ce qui ne serait pas le cas si les variables liées au lieu de travail (p. ex., les stratégies des employeurs) avaient un effet sur la prestation de formation. Enfin, il n'était pas possible de séparer les travailleurs en fonction de leur province de travail³, ce qui aurait été utile, puisque des écarts faibles, mais perceptibles (et apparemment en régression) dans la prestation de la formation ont été constatés selon la province (Peters, 2004).

Bien que ces limites aient leur importance, les résultats devraient quand même être pertinents. Toutefois, les résultats des régressions auraient probablement été plus solides si la géographie et d'autres variables omises avaient été prises en compte. La question potentiellement la plus problématique est la nature hiérarchique des données de l'EMTE, puisque cette hiérarchisation pourrait entraîner une surestimation du lien entre les variables liées au lieu de travail et la prestation de formation. Dans l'ensemble, le modèle choisi, bien qu'il soit commun dans la documentation et apte à fournir des renseignements utiles sur les questions liées à la formation, constitue une simplification importante de l'ensemble des facteurs qui concernent la formation.

tion en classe et un faible pourcentage de travailleurs ont suivi une formation « externe » parrainée par l'employeur. Environ le huitième des travailleurs ont refusé la formation pendant la dernière année.

Un peu plus de la moitié des répondants étaient des femmes, alors que le quart des répondants étaient classés dans la catégorie des travailleurs à faible revenu. En matière d'éducation, 1 répondant sur 10 n'avait pas

Graphique A Les femmes de certains groupes sont moins susceptibles de recevoir une formation parrainée par l'employeur



* différence statistiquement significative au niveau de 0,10 ou mieux

Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés, 2005.

fait ses études secondaires, alors que 1 répondant sur 6 avait terminé ses études secondaires, mais n'avait pas fait d'études postsecondaires. Environ 1 travailleur sur 5 possédait un diplôme universitaire, pendant qu'un peu plus de la moitié des travailleurs avaient fait des études postsecondaires, mais n'avaient pas obtenu de diplôme. Pour certaines analyses, 27 % de travailleurs qui avaient terminé, au plus, leurs études secondaires ont également été classés dans le groupe des travailleurs moins instruits, alors que les autres 73 % avaient fait au moins des études postsecondaires. Enfin, près des trois quarts des travailleurs n'étaient pas syndiqués (c.-à-d. qu'ils n'étaient pas protégés par une convention collective).

Dévoiler l'obstacle à la formation basé sur le sexe

Pour l'ensemble des travailleurs, les femmes étaient, non significativement, un peu moins susceptibles

que les hommes (60 % contre 61 %) de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur (graphique A). Toutefois, cet écart devenait significatif lorsque l'on ne tenait compte que des travailleurs à faible revenu (43 % contre 50 %) ou des travailleurs moins instruits (42 % contre 52 %). L'écart était non significatif, mais quand même présent chez les travailleurs non syndiqués (57 % contre 60 %) et chez les travailleurs à faible revenu, moins instruits et non syndiqués (37 % contre 47 %). Deux observations principales peuvent être faites. D'abord, les travailleurs à faible revenu, moins instruits ou non syndiqués ont bénéficié de moins de formation parrainée par l'employeur par rapport à l'ensemble des travailleurs, bien que seulement dans une faible mesure pour les travailleurs non syndiqués. En outre, cette disparité est particulièrement importante lorsque l'on compare le groupe des travailleurs

à faible revenu, moins instruits ou non syndiqués à l'ensemble des travailleurs. Ensuite, bien que, dans l'ensemble, les femmes et les hommes bénéficient essentiellement d'une part équivalente de la formation parrainée par l'employeur, les femmes sont moins susceptibles de bénéficier d'une telle formation que leurs collègues mâles dans les quatre plus petits sous-échantillons. Même s'ils ne sont pas présentés, des écarts analogues existaient également en 2003. Ces écarts persistants entre les femmes et les hommes pour plusieurs sous-échantillons et plusieurs années pourraient être le signe d'un « obstacle à la formation basé sur le sexe ». (Pour en savoir davantage sur la signification substantielle ou statistique de ces écarts, voir *Source des données et définitions*.)

À titre de confirmation de l'existence d'un obstacle à la formation, nous avons calculé la proportion des travailleurs qui ont refusé une formation parrainée par l'employeur au cours de la dernière année. Si les femmes, en moyenne, sont désavantagées en raison d'un accès relativement restreint à la formation parrainée par l'employeur, on pourrait s'attendre à ce qu'elles soient moins susceptibles de refuser cette formation (graphique B). Or, pour l'ensemble des travailleurs, les femmes étaient seulement un peu moins susceptibles que les hommes de refuser la formation parrainée par l'employeur (12,0 % contre 12,4 %), mais l'écart s'est accru dans le groupe des travailleurs à faible revenu (5,2 % contre 7,7 %). Un écart analogue existait dans le groupe des travailleurs moins instruits (5,1 % contre 7,6 %). L'écart a diminué, mais était toujours visible dans le groupe des travailleurs non syndiqués

Source des données et définitions

L'échantillon de 2005 de l'Enquête sur le milieu de travail et les employés (EMTE) portait sur 24 197 employés de 6 693 lieux de travail, et les taux de réponse étaient de 81,2 % et 77,7 % respectivement. Sur une base pondérée, cet échantillon représentait 12,2 millions de travailleurs. L'EMTE couvre tous les emplacements d'affaires au Canada, à l'exception des employeurs du Yukon, du Nunavut et des Territoires du Nord-Ouest, ainsi que des employeurs des secteurs de la production végétale et animale, de la pêche, de la chasse et du piégeage, des ménages privés, des organisations religieuses et de la fonction publique. (Pour en savoir davantage sur les échantillonnages et les plans d'échantillonnage, voir Statistique Canada, 2008.) Bien que toutes les données présentées proviennent de l'ensemble de données de 2005 de l'EMTE, les données de 2003 ont également été utilisées.

La formation parrainée par l'employeur est une formation en classe, au travail ou à l'« extérieur » parrainée ou fournie par un employeur au cours des 12 derniers mois. Quoiqu'elle ne soit pas présentée, la prestation de chacun de ces trois types de formation est positivement corrélée aux autres.

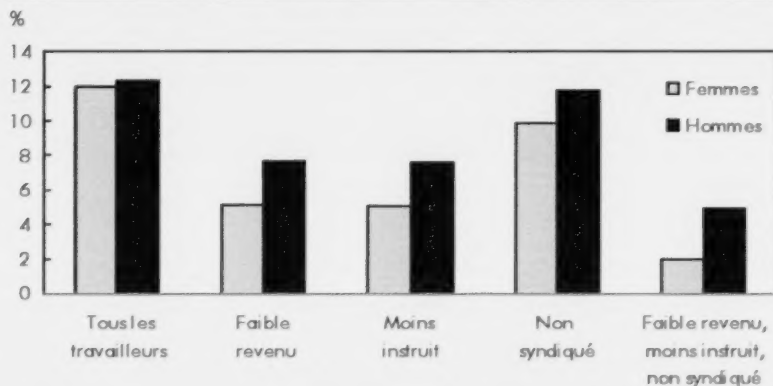
Bien qu'il n'existe aucune définition standard de la vulnérabilité, la définition à laquelle nous avons recours dans la présente étude est également utilisée dans plusieurs études canadiennes (p. ex., Saunders, 2003; Chaykowski, 2005; Vallée, 2005), soit les travailleurs qui présentent plusieurs ou toutes les caractéristiques suivantes : femme, faible revenu, niveau de scolarité moindre et absence de syndicalisation. Ces caractéristiques de vulnérabilité forment l'ensemble des variables indépendantes. Pour la rémunération, une limite de 13,00 \$ l'heure a été fixée. Cette limite est attribuable à l'analyse de la répartition des salaires dans l'ensemble de données. Puisqu'il n'existe aucune définition standard d'un travailleur à faible revenu, une limite a été établie afin de déterminer les travailleurs du quartile le moins bien rémunéré. Ces travailleurs devraient ou pourraient être confrontés à des conditions de travail différentes de celles des travailleurs mieux rémunérés. Des valeurs de cellules suffisamment grandes ont été également fournies pour trier les travailleurs selon leur niveau d'études et leur statut syndical. Les travailleurs ont été divisés en quatre catégories, en fonction de leur niveau d'études. Les deux premières catégories comprennent les travailleurs n'ayant pas fait leurs études secondaires et ceux qui ont obtenu seulement un diplôme d'études secondaires. Pour éviter une faible fréquence par cellule, dans certains cas (p. ex., le niveau de rémunération), ces deux catégories ont été combinées. Les deux autres catégories sont celles des travailleurs ayant fait des études postsecondaires (mais sans diplôme), et ceux ayant obtenu au moins un baccalauréat. Encore une fois, dans certaines analyses, il a été nécessaire de combiner ces deux catégories.

Dans toutes les analyses de régression, en plus des variables d'estimation de la vulnérabilité, nous avons pris en compte les effets possibles d'un certain nombre de facteurs supplémentaires, notamment le statut professionnel, l'emploi, l'état matrimonial, la charge d'enfants, la durée d'emploi, l'âge des travailleurs, la taille du lieu de travail, le secteur d'activité et la rentabilité du lieu de travail. Le statut professionnel fait la distinction entre les emplois permanents et non permanents ainsi que les emplois à temps plein ou à temps partiel (la limite étant fixée à 30 heures par

semaine). Quatre catégories professionnelles ont été définies : les emplois de gestion, les emplois professionnels, les cols blancs de niveau inférieur (c.-à-d. le marketing, les ventes, l'administration et les postes de commis) et les cols bleus (c.-à-d. les postes techniques, les métiers de même que les travailleurs de la production, des opérations et de l'entretien). L'état matrimonial comprend les travailleurs mariés (y compris ceux en union de fait) ou les autres (c.-à-d. séparé, divorcé, veuf ou célibataire). La présence d'enfants à charge indiquait une personne ayant au moins un enfant à charge. La durée d'emploi indiquait depuis combien d'années l'employé était au service de l'employeur actuel. La durée d'emploi au carré a également été incluse pour les cas où le lien entre la durée d'emploi et la formation n'était pas linéaire. L'âge des travailleurs et l'âge des travailleurs au carré ont été mesurés en années à partir de la date de naissance. La taille du lieu de travail représentait le nombre d'employés au lieu de travail de l'employeur. Nous avons utilisé la forme logarithmique de cette variable pour normaliser la répartition. Six catégories de secteurs d'activité ont été définies : les secteurs primaires (c.-à-d. la foresterie, les mines ainsi que l'extraction du pétrole et du gaz), les secteurs de la fabrication et les secteurs connexes (la construction, le transport, l'entreposage, les communications et d'autres services), les secteurs du commerce de détail, des finances, de l'assurance, de l'éducation et de la santé et autre. La dernière variable de contrôle, la rentabilité du lieu de travail, identifiait les employeurs dont le revenu brut excédait les dépenses brutes pour ce lieu de travail.

Un rapport de cotes peut être interprété comme étant le nombre de possibilités en plus (ou en moins, si inférieur à 1) du groupe faisant l'objet d'un examen d'accéder à la formation parrainée par l'employeur. La qualité de l'ajustement a été mesurée avec le pseudo R^2 et le chi-carré du test de Wald. Pour l'analyse, nous avons eu recours à des microdonnées pondérées par le biais des centres de données de recherche de Statistique Canada. Les résultats des régressions ont été amorcés automatiquement à l'aide du jeu de poids recommandé par Statistique Canada, par le biais de la fonction Stata (Chowhan et Buckley, 2005).

La signification statistique représente la situation où la probabilité arithmétique indique qu'un résultat donné pourrait très probablement se produire de façon aléatoire. En revanche, la signification substantielle représente l'ampleur ou l'importance d'un résultat donné. Les chercheurs ont une confiance élevée dans un résultat donné, comme l'obstacle à la formation basé sur le sexe, si ce résultat affiche constamment une signification statistique et substantielle. Si, d'autre part, un résultat est statistiquement significatif, mais non substantiellement significatif, alors l'importance de la constatation est faible, et un résultat qui est substantiellement significatif, mais non statistiquement significatif serait considéré simplement comme une anomalie intéressante. Dans le présent document, les écarts entre les hommes et les femmes sont tangibles et reproductibles sur plusieurs années. Toutefois, la signification statistique des graphiques à barres (et par le biais des tests t) et les rapports de cotes des régressions multiples sont quelque peu moins élevés en 2005 qu'en 2003, mais ils apparaissent quand même fréquemment dans les deux années, indiquant essentiellement une plus grande variation dans ces variables clés en 2005.

Graphique B Les femmes sont moins susceptibles de refuser une formation parrainée par l'employeur

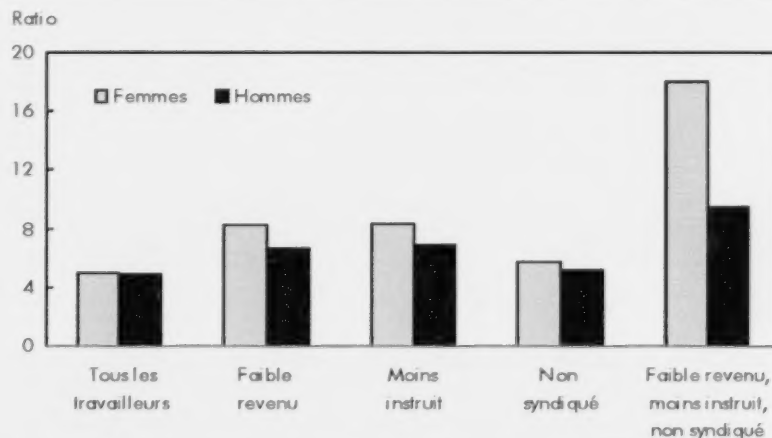
Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés, 2005.

(9,9 % contre 11,8 %). Enfin, dans le groupe des travailleurs à faible revenu, moins instruits et non syndiqués, l'écart était minime en termes absolus, mais très important en termes relatifs (à 2,0 % contre 4,9 %). Dans l'ensemble, les travailleurs des quatre sous-échantillons ont bénéficié de moins de formation parrainée par l'employeur et étaient moins susceptibles de refuser cette formation. En outre, dans chaque sous-échantillon, les femmes étaient moins susceptibles que les hommes de bénéficier d'une formation et également moins susceptibles de refuser cette formation, en particulier parmi les travailleurs à faible revenu, moins instruits et non syndiqués.

Bien que la tendance de ceux qui refusaient la formation était distincte, l'une des explications possibles est que ces travailleurs étaient moins susceptibles de refuser une formation parce qu'ils étaient moins susceptibles d'en bénéficier. Une

« estimation de la vulnérabilité » pour la formation (le ratio de la proportion des travailleurs qui bénéficient d'une formation parrainée par l'employeur par rapport à la proportion de ceux qui refusent cette formation) a été créée en vue de tester cette hypothèse. Parmi l'ensemble des hommes et des femmes, environ cinq travailleurs ont bénéficié d'une formation parrainée par l'employeur pour chaque travailleur qui refusait une telle formation (graphique C). Toutefois, parmi les hommes à faible revenu, moins instruits et non syndiqués, environ neuf travailleurs ont bénéficié d'une formation parrainée par l'employeur pour chaque travailleur qui refusait la formation. Ces données laissent entendre que ces hommes étaient plus hésitants, en moyenne, à refuser la formation parrainée par l'employeur que ceux qui ne partageaient pas ces attributs. Cependant, chez les femmes dans la même situation, 18 femmes bénéficiaient de la formation pour chaque femme qui la refusait. Par conséquent, si l'hypothèse est cor-

née par l'employeur par rapport à la proportion de ceux qui refusent cette formation) a été créée en vue de tester cette hypothèse. Parmi l'ensemble des hommes et des femmes, environ cinq travailleurs ont bénéficié d'une formation parrainée par l'employeur pour chaque travailleur qui refusait une telle formation (graphique C). Toutefois, parmi les hommes à faible revenu, moins instruits et non syndiqués, environ neuf travailleurs ont bénéficié d'une formation parrainée par l'employeur pour chaque travailleur qui refusait la formation. Ces données laissent entendre que ces hommes étaient plus hésitants, en moyenne, à refuser la formation parrainée par l'employeur que ceux qui ne partageaient pas ces attributs. Cependant, chez les femmes dans la même situation, 18 femmes bénéficiaient de la formation pour chaque femme qui la refusait. Par conséquent, si l'hypothèse est cor-

Graphique C Le ratio d'accès à la formation parrainée par l'employeur versus celui du refus est plus élevé parmi les femmes

Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés, 2005.

Tableau 2 Rapports de cotes associés à la formation parrainée par l'employeur parmi tous les travailleurs

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
	Rapport de cotes		
Variables indépendantes			
Femmes (réf. hommes)	0,93	1,22	0,94
Faible revenu (réf. revenu plus élevé)	0,61*	0,68*	0,62*
Moins instruit (réf. plus instruit)	0,74*	0,85	0,74*
Non syndiqué (réf. syndiqué)	1,16*	1,26*	1,17*
Femmes et faible revenu	...	0,84	...
Femmes et moins instruit	...	0,73*	...
Femmes et non syndiqué	...	0,84	...
Faible revenu, moins instruit, non syndiqué	0,94
Variables de contrôle			
Non permanent (réf. permanent)	0,66*	0,65*	0,66*
Temps partiel	0,89	0,90	0,89
Profession (réf. professionnel)			
Gestionnaire	0,94	0,95	0,94
Col blanc	0,53*	0,54*	0,53*
Col bleu	0,74*	0,74*	0,74*
Autre état matrimonial (réf. marié)	0,82*	0,82*	0,82*
Enfants à charge	0,99	1,00	0,99
Durée d'emploi	0,97*	0,97*	0,97*
Durée d'emploi au carré	1,00	1,00	1,00
Âge des travailleurs	0,94*	0,94*	0,94*
Âge des travailleurs au carré	1,00*	1,00*	1,00*
Taille du lieu de travail	1,52*	1,52*	1,52*
Secteur d'activité (réf. fabrication et secteur connexe)			
Primaire	1,43*	1,42*	1,43*
Commerce de détail	1,01	1,01	1,01
Finance et assurances	3,23*	3,18*	3,22*
Éducation et santé	1,65*	1,59*	1,65*
Autres services	1,16	1,16	1,16
Entreprise à but lucratif	0,87*	0,87	0,87*

* statistiquement significatif pour le groupe de référence (réf.) au niveau de 0,10 ou mieux

Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés, 2005.

recte relativement aux travailleurs plus susceptibles d'accepter une formation parrainée par l'employeur, alors les femmes à faible revenu, moins instruites et non syndiquées sont les plus vulnérables, ce qui correspond aux thèmes trouvés dans la documentation universitaire récente qui explore les malheurs des travailleurs dits « vulnérables » (p. ex., Saunders, 2003; Chaykowski, 2005; Vallée, 2005).

Des régressions multivariées ont été utilisées pour déterminer si les tendances descriptives se répétaient, tout en tenant compte d'autres variables liées aux travailleurs et aux lieux de travail qui pourraient avoir une influence (tableau 2). Le modèle 1 montrait l'effet relatif de chaque caractéristique de vulnérabilité. Dans le modèle 2, des variables ont été ajoutées pour isoler les liens entre les sexes et chacune des variables de faible revenu, de moindre instruction et de non-syndicalisation. Le modèle 3 était identique au modèle 1, à l'exception de l'ajout d'une variable d'interaction visant la compréhension de l'effet combiné des caractéristiques de faible revenu, de moindre éducation et de non-syndicalisation. Pour récapituler, les recherches antérieures portant sur la prestation de formation aux femmes ne semblaient pas concluantes. Alors que certaines études indiquaient que les femmes étaient moins susceptibles que les hommes de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, d'autres études ont rapporté soit un écart non significatif, soit un accès légèrement plus ouvert pour les femmes. Dans la présente étude, les femmes étaient moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur (environ 93 % autant susceptibles que les hommes), bien que l'effet ne soit pas statistiquement significatif. Dans le modèle 2, les femmes à faible revenu, moins instruites ou non syndiquées étaient toutes moins susceptibles de bénéficier d'une formation, comme le montrent les rapports de cotes pour les variables d'interaction. Plus précisément, les femmes moins instruites étaient beaucoup moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur que les femmes qui ne présentaient pas ces caractéristiques. En revanche, les femmes qui n'avaient pas un faible revenu, qui étaient plus instruites et qui faisaient partie d'un syndicat étaient 22 % plus susceptibles que les hommes de bénéficier d'une formation (bien que cet écart n'était pas statistiquement significatif).

Seulement environ les deux tiers des travailleurs à faible revenu étaient aussi susceptibles que les travailleurs à revenu plus élevé de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, cet écart étant statistiquement significatif pour les trois modèles. En outre, les trois quarts des travailleurs moins instruits étaient aussi susceptibles que les travailleurs plus instruits de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, cet écart étant statistiquement significatif pour deux des trois modèles. Dans le modèle 2, les femmes moins instruites étaient beaucoup moins susceptibles que les fem-

mes ne présentant pas ces caractéristiques de bénéficiaire d'une formation parrainée par l'employeur, alors que les hommes moins instruits ne vivaient pas la même situation. Les trois modèles montrent que les travailleurs non syndiqués sont beaucoup plus susceptibles que les travailleurs syndiqués de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, et ce, dans une proportion de 16 % ou plus, compte tenu des autres facteurs. Enfin, le modèle 3 a montré que les travailleurs à faible revenu, moins instruits et non syndiqués n'ont pas bénéficié de beaucoup moins de formation parrainée par l'employeur que les autres travailleurs. Néanmoins, chacun de ces traits était lié individuellement à la prestation d'une formation parrainée par l'employeur, avec un lien négatif pour les caractéristiques de faible revenu et de moindre éducation, et un lien positif pour la non-syndicalisation.

Étant donné le grand nombre de variables de contrôle incluses dans les résultats des régressions, seules des observations générales peuvent être faites. Dans la présente étude, les variables de contrôle statistiquement associées à la formation parrainée par l'employeur étaient les suivantes : le statut d'emploi, la profession, l'état matrimonial, la durée d'emploi, l'âge des travailleurs, la taille du lieu de travail et le secteur d'activité. Les travailleurs non permanents étaient moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, comparativement aux travailleurs permanents, alors que les cols blancs et les cols bleus de niveau inférieur étaient moins susceptibles que les professionnels de bénéficier de cette formation. Les travailleurs mariés ou en union de fait étaient plus susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur que les travailleurs affichant un autre état matrimonial. Compte tenu d'autres facteurs, la durée d'emploi et l'âge étaient négativement liés à la prestation d'une formation parrainée par l'employeur, bien que l'effet soit très minime dans les deux cas. En ce qui concerne l'ordre d'importance, les deux variables qui semblaient influencer les résultats le plus étaient la taille du lieu de travail et le secteur d'activité. Les travailleurs qui occupaient un emploi dans un lieu de travail plus grand étaient beaucoup plus susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur que ceux qui travaillaient dans un lieu de travail plus petit, alors que les travailleurs des secteurs primaires, soit les finances, l'assurance, l'éducation et la santé, étaient beaucoup plus susceptibles que les travailleurs des secteurs de la fabrication et des secteurs connexes de bénéficier d'une formation. Il est quelque

peu surprenant de constater que travailler dans une entreprise rentable était associé à moins de formation parrainée par l'employeur. La situation des travailleurs qui occupent un emploi dans une entreprise rentable est contraire à la logique, puisque les entreprises rentables disposent de plus de ressources pour la formation, et que les investissements dans la formation ont habituellement une incidence favorable sur les résultats de l'organisation (Turcotte et Rennison, 2004).

Les travailleurs vulnérables ont-ils accès à une formation parrainée par l'employeur?

Nous avons également exécuté les régressions pour les quatre sous-échantillons de travailleurs. Chez les travailleurs à faible revenu, les travailleurs les moins instruits (c.-à-d. ceux qui n'ont pas terminé leurs études secondaires) étaient beaucoup moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, et ce, par une marge substantielle (tableau 3). Aucune autre caractéristique clé n'était statistiquement significative pour ce groupe. Chez les travailleurs moins instruits, les femmes étaient moins susceptibles que les hommes de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, et les travailleurs à faible revenu étaient moins susceptibles que ceux disposant d'un revenu plus élevé de bénéficier de cette formation. En outre, les travailleurs non syndiqués de ce groupe étaient plus susceptibles que les travailleurs syndiqués de bénéficier d'une formation, quoiqu'à un niveau peu élevé de signification. Dans les résultats des régressions pour les travailleurs non syndiqués, ceux à faible revenu étaient moins susceptibles que les travailleurs mieux rémunérés de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, alors que ceux qui n'avaient pas terminé leurs études secondaires ont bénéficié de moins de formation que ceux ayant fait des études plus avancées. Chez les travailleurs à faible revenu, moins instruits et non syndiqués, les femmes étaient, dans une proportion de 25 %, moins susceptibles que les hommes de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, bien que cet écart ne soit pas statistiquement significatif.

Plusieurs variables de contrôle étaient associées de façon significative à la formation dans l'un ou l'autre des modèles. Plus précisément, la durée d'emploi était associée de façon négative avec la formation parrainée par l'employeur dans les quatre sous-échantillons, ce qui signifie que les travailleurs ayant moins d'ancienneté étaient moins susceptibles de bénéficier d'une for-

Tableau 3 Rapports de cotes associés à la formation parrainée par l'employeur parmi les sous-échantillons d'intérêt des travailleurs

	Faible revenu	Moins instruit	Non syndiqué	Faible revenu, moins instruit, non syndiqué
Rapport de cote				
Variables indépendantes				
Femmes (réf. hommes)	0,77	0,72*	0,88	0,75
Faible revenu (réf. revenu plus élevé)	...	0,64*	0,58*	...
Étude (réf. études postsecondaires)				
Études secondaires non terminées	0,58*	...	0,63*	...
Études secondaires terminées	1,04	...	0,89	...
Diplôme universitaire	1,08	...	1,14	...
Non syndiqué (réf. syndiqué)	1,07	1,34*
Variables de contrôle				
Non permanent (réf. permanent)	0,73	0,91	0,72*	0,88
Temps partiel	0,85	0,78	0,92	0,67
Profession (réf. professionnel)				
Gestionnaire	1,56	1,52	0,93	4,48
Col blanc	0,72	0,95	0,60*	1,10
Col bleu	0,92	1,22	0,81*	1,32
Autre état matrimonial (réf. marié)	0,76*	0,82	0,83*	0,91
Enfants à charge	0,98	1,10	1,00	1,35
Durée d'emploi	0,91*	0,96*	0,96*	0,87*
Durée d'emploi au carré	1,00	1,00	1,00*	1,00
Âge des travailleurs	0,94*	0,95	0,93*	1,00
Âge des travailleurs au carré	1,00	1,00	1,00*	1,00
Taille du lieu de travail	1,61*	1,61*	1,64*	1,91*
Secteur d'activité (réf. fabrication et secteur connexe)				
Primaire	2,08	0,89	1,69*	5,46*
Commerce de détail	1,31	0,87	1,12	1,58*
Finance et assurances	3,92*	4,21*	3,50*	11,06*
Éducation et santé	2,56*	1,50*	1,62*	2,81*
Autres services	1,40*	1,41	1,20	2,41*
Entreprise à but lucratif	0,82	0,75	0,87	0,68

* statistiquement significatif pour le groupe de référence (réf.) au niveau de 0,10 ou mieux

Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés, 2005.

mation que les travailleurs plus anciens. La taille du lieu de travail était encore une fois associée de façon positive et significative à la formation parrainée par l'employeur, c'est-à-dire que les travailleurs qui occupaient un emploi dans un grand lieu de travail étaient plus susceptibles de bénéficier d'une formation. Les travailleurs des secteurs des finances, de l'assurance, de l'éducation et de la santé

avaient aussi beaucoup plus de chance de bénéficier d'une formation que ceux des secteurs de la fabrication et des secteurs connexes. Le statut d'emploi non permanent, la profession et l'âge des travailleurs constituent d'autres variables qui sont parfois associées de façon significative à la prestation d'une formation parrainée par l'employeur, bien qu'aucune tendance particulière n'ait été consta-

tée entre les sous-échantillons. Les travailleurs non permanents, à temps partiel ou qui occupent un emploi dans une entreprise rentable avaient relativement peu de chances de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, bien que de façon significative dans un cas seulement.

Analyses de sensibilité : Un autre regard sur la formation pour les hommes et les femmes

Les modèles de régression ont été générés séparément pour les hommes et les femmes, afin de déterminer si le rôle des autres variables indépendantes différait en fonction du sexe (tableau 4). Dans les deux sous-échantillons, les travailleurs à faible revenu et les travailleurs moins instruits étaient considérablement et significativement moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur. Ceci étant dit, les rapports de cotes montrent que les travailleurs qui ne terminent pas leurs études secondaires sont beaucoup moins susceptibles de bénéficier d'une formation chez les femmes que chez les hommes. Les autres niveaux d'études et la non-syndicalisation avaient des effets non significatifs pour des cotes similaires pour les deux sexes.

Pour ce qui est des variables de contrôle, celles qui présentaient des associations différentes pour les femmes et les hommes étaient le statut d'emploi, la profession et le secteur d'activité. Bien que les travailleurs non permanents soient généralement moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, l'effet n'était pas significatif pour les hommes, mais les femmes qui occupaient de

Tableau 4 Rapports de cotes associés à la formation parrainée par l'employeur parmi tous les travailleurs selon le sexe

	Femmes	Hommes
	Rapport de cote	
Variables indépendantes		
Faible revenu (réf. revenu plus élevé)	0,64*	0,65*
Étude (réf. études postsecondaires)		
Études secondaires non terminées	0,42*	0,73*
Études secondaires terminées	0,79	0,90
Diplôme universitaire	1,08	1,22
Non syndiqué (réf. syndiqué)	1,15	1,17
Variables de contrôle		
Non permanent (réf. permanent)	0,57*	0,79
Temps partiel	0,99	0,71*
Profession (réf. professionnel)		
Gestionnaire	0,59*	1,42
Col blanc	0,38*	0,91
Col bleu	0,56*	1,06
Autre état matrimonial (réf. marié)	0,90	0,71*
Enfants à charge	1,04	0,95
Durée d'emploi	0,97	0,97
Durée d'emploi au carré	1,00	1,00
Âge des travailleurs	0,92*	0,94*
Âge des travailleurs au carré	1,00*	1,00
Taille du lieu de travail	1,53*	1,56*
Secteur d'activité (réf. fabrication et commerce)		
Primaire	1,65	1,34*
Commerce de détail	0,99	1,06
Finance et assurances	3,42*	2,92*
Éducation et santé	1,82*	1,07
Autres services	1,21	1,11
Entreprise à but lucratif	0,92	0,80*

* statistiquement significatif pour le groupe de référence (réf.) au niveau de 0,10 ou mieux

Source : Statistique Canada, Enquête sur le milieu de travail et les employés, 2005.

tels emplois étaient seulement environ à moitié aussi susceptibles que les travailleurs permanents de bénéficier d'une formation. Chez les hommes, l'emploi n'était pas lié de façon significative à la formation parrainée par l'employeur. À l'inverse, les femmes professionnelles étaient environ deux fois plus susceptibles que les femmes occupant d'autres emplois de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur. Enfin, indépendamment du sexe, les travailleurs des secteurs des finances et de l'assurance étaient environ trois fois plus susceptibles que ceux des secteurs de la fabrication et des secteurs connexes de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur. Alors qu'aucun

autre écart sectoriel significatif n'était constaté chez les hommes, les femmes qui travaillaient dans les secteurs de l'éducation et de la santé étaient aussi beaucoup plus susceptibles de bénéficier d'une formation. Selon les résultats, bien que des similarités existent entre les hommes et les femmes pour ce qui est des facteurs associés à la formation parrainée par l'employeur, une variation beaucoup plus importante est constatée entre les femmes relativement à deux facteurs structureaux : le statut d'emploi et la profession. En d'autres mots, occuper un emploi non permanent ou non professionnel était associé à des chances considérablement plus minces, pour les femmes, mais non pour les hommes, de bénéficier d'une formation.

Conclusion

Conformément à la théorie sur le capital humain et aux résultats de recherche existants, on pourrait s'attendre à ce que les travailleurs plus instruits qui bénéficient d'un meilleur revenu aient un accès plus ouvert à la formation parrainée par leur employeur (Becker, 1964; Underhill, 2006; Hurst, 2008). Selon des résultats disponibles (p. ex., Boheim et Booth, 2004; Turcotte et coll., 2003), on s'attendait également à ce que les travailleurs non syndiqués aient un accès relativement restreint à la formation parrainée par l'employeur. Enfin, après avoir pris en compte d'autres caractéristiques liées aux travailleurs, aux emplois et aux lieux de travail, on s'attendait à ce que l'accès à la formation soit plus limité pour les femmes que pour les hommes, même si des études récentes ont donné lieu à des résultats variables. Cette attente était fondée sur de la documentation qui laisse entendre que les femmes sont surreprésentées dans la population des travailleurs considérés vulnérables (p. ex., Saunders, 2003), qui occupent un emploi de moins bonne qualité (p. ex., Cranford et coll., 2003; Padavic et Reskin, 2002). La présente étude s'est appuyée sur la documentation existante (Saunders, 2003; Chaykowski, 2005; Vallée, 2005) pour la sélection de certaines des caractéristiques clés des travailleurs « vulnérables » : femme, revenu faible, éducation moindre et absence de syndicalisation.

Les travailleurs des quatre groupes « vulnérables » étaient moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur et aussi moins susceptibles de refuser cette formation. En outre, dans chaque groupe, les femmes étaient moins susceptibles que les hommes de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur et aussi moins susceptibles de refuser cette

formation, en particulier chez celles qui sont en théorie plus « vulnérables », donc celles qui sont moins bien rémunérées, moins instruites et non syndiquées. Ces différences persistantes entre les femmes et les hommes dans plusieurs sous-échantillons et pour plusieurs années indiquent la présence d'un « obstacle à la formation basé sur le sexe ».

Dans l'ensemble, les résultats des régressions ont montré de façon constante que, lorsqu'on tient compte d'autres facteurs, les travailleurs à faible revenu et moins instruits étaient moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur. Contrairement aux attentes, les travailleurs non syndiqués avaient habituellement plus de chances de bénéficier d'une formation que les travailleurs syndiqués. Ce résultat était également contraire aux constatations d'autres études sur la formation. Bien que d'autres études soient nécessaires, une explication possible est que la syndicalisation donne généralement lieu à une meilleure rémunération ainsi qu'à un emploi permanent à temps plein. La prise en compte de ces facteurs annule les avantages de la syndicalisation. Les rapports de cotes indiquaient de façon constante que les femmes sont moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur, bien que l'effet ne soit statistiquement significatif que dans deux des six modèles. Ceci étant dit, dans les sous-échantillons de travailleurs ayant les caractéristiques liées à la vulnérabilité, environ un quart moins de femmes avaient bénéficié d'une formation que d'hommes dans une situation comparable.

Les modèles de régression séparés pour les femmes et les hommes ont présenté deux constatations possiblement importantes. D'abord, le fait d'avoir un faible niveau de scolarité semble constituer un problème plus grave pour les femmes, puisque les rapports de cotes ont montré que, dans le cas des travailleurs qui n'ont pas fait leurs études secondaires, les femmes étaient moins susceptibles de bénéficier d'une formation que les hommes. Ensuite, les emplois non permanents ou non professionnels étaient associés à des chances beaucoup plus réduites de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur pour les femmes, mais non pour les hommes. Ces résultats donnent une indication supplémentaire que les femmes sont peut-être désavantagées en ce qui concerne la formation, quoiqu'il serait prudent de vérifier si ces résultats se répètent dans d'autres études. Comme c'était le cas dans d'autres travaux de recherche (Turcotte et coll., 2003; Peters, 2004), la présente étude a montré que, dans l'ensemble, les hommes et les fem-

mes bénéficient des mêmes chances de formation. La raison pour laquelle la présente étude indique que les femmes bénéficient de moins de formation, c'est que l'écart apparaît uniquement dans les groupes présentant des caractéristiques de « vulnérabilité ».

Le manque partiel d'une signification statistique selon le sexe dans les résultats des régressions ne signifie pas que l'obstacle à la formation basé sur le sexe, qui a été constaté dans les statistiques descriptives, est illusoire. Au contraire, l'importance de ces écarts montre que cet obstacle est bien réel. Par conséquent, les résultats quelque peu différents qui sont obtenus lorsque les autres facteurs sont pris en compte aident à jeter de la lumière sur la réalité. Plus précisément, les résultats d'ensemble laissent entendre que la prestation d'une formation ne varie pas uniquement en fonction du sexe, mais encore en fonction d'une partie ou de l'ensemble des facteurs suivants : le salaire, l'éducation, la syndicalisation, le statut d'emploi, la profession, la durée d'emploi, l'âge des travailleurs et le secteur d'activité. Ces résultats correspondent habituellement à ceux d'autres études (p. ex., Turcotte et coll., 2003; Hurst, 2008; Peters, 2004).

Puisqu'il a été bien établi que les femmes sont surreprésentées dans les emplois de piètre qualité et que certaines des caractéristiques des emplois de piètre qualité sont associées à moins de formation, c'est tout autant une question philosophique que mathématique que de quantifier l'incidence du sexe sur la prestation de formation. Quoi qu'il en soit, selon les résultats globaux, les travailleurs qui présentent des soi-disant caractéristiques de vulnérabilité sont effectivement moins susceptibles de bénéficier d'une formation parrainée par l'employeur au Canada. Ceci étant dit, il n'est pas évident de déterminer si l'obstacle à la formation est attribuable au fait d'appartenir à la gent féminine ou au fait que ces femmes sont surreprésentées chez les travailleurs qui ne bénéficient pas de beaucoup de formation de leur employeur. Alors que la réponse reste insaisissable, il n'y a aucun doute que les travailleurs vulnérables sont moins susceptibles de bénéficier d'une formation et que les femmes sont relativement plus désavantagées parmi ces travailleurs. (Pour une discussion plus philosophique sur ce dilemme, voir Cooke et Zeytinoglu, 2006.)

Pour jeter plus de lumière sur la question, il importe d'examiner davantage le rôle du statut d'emploi, de l'âge des travailleurs et de la durée d'emploi dans la prestation de formation. En outre, les raisons pour lesquelles divers groupes de travailleurs acceptent ou

refusent la formation justifient un examen supplémentaire. Il est également raisonnable de s'attendre à ce que certains travailleurs souhaitent une formation plus que d'autres, et à ce que les travailleurs de certains secteurs d'activité ou occupant certains postes aient besoin de plus de formation que d'autres. Par conséquent, il serait avantageux de bénéficier de résultats de recherche plus abondants portant sur le processus de prise de décisions de la direction, afin d'éclairer la façon dont les employeurs répartissent les ressources en matière de formation entre les travailleurs et les motifs de cette répartition.

Perspective

■ Notes

1. Puisque le refus de formation est défini afin d'inclure le cas où les travailleurs choisissent de ne pas bénéficier de la formation offerte par leur employeur, les « besoins de formation insatisfaits » sont explorés, selon Peters (2004).
2. Pour d'autres renseignements, voir *Source des données et définitions*. Les dernières études portant sur les liens entre la formation et les diverses variables sur les travailleurs et les lieux de travail au Canada sont disponibles, voir Turcotte et coll., 2003; Hurst, 2008; Peters, 2004. Pour une perspective internationale de la valeur de l'acquisition de compétences pour les travailleurs, voir OCDE, 2005.
3. Bien que l'ensemble de données de l'EMTE contienne des identificateurs provinciaux, cette information ne fait pas partie de l'ensemble de données mis à la disposition des chercheurs par le biais des centres de données de recherche de Statistique Canada.

■ Documents consultés

- ACEMOGLU, Daron, et Jörn-Steffen PISCHKE. 1999. « Beyond Becker: Training in imperfect labour markets », *The Economic Journal*, vol. 109, n° 453, février, p. F112 à F142, <http://www3.interscience.wiley.com/cgi-bin/fulltext/119060653/PDFSTART> (consulté le 13 juillet 2009).
- ACEMOGLU, Daron, et Jörn-Steffen PISCHKE. 1998. « Why Do Firms Train? Theory and evidence », *The Quarterly Journal of Economics*, février, p. 79 à 119, <http://www.mitpressjournals.org/doi/pdfplus/10.1162/003355398555531> (consulté le 13 juillet 2009).

AHLSTRAND, Amanda L., Laurie J. BASSI et Daniel P. MCMURRER. 2003. *Workplace Education for Low-wage Workers*. Kalamazoo, Michigan. W.E. Upjohn Institute for Employment Research, p.1 à 8, <http://www.upjohninst.org/publications/ch1/wc.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

ARAGON-SANCHEZ, Antonio, Isabel BARBA-ARAGON et Raquel SANZ-VALLE. 2003. « Effects of training on business results », *International Journal of Human Resource Management*, vol. 14, n° 6, septembre, p. 956 à 980.

BECKER, Gary S. 1964. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. New York. National Bureau of Economic Research. 22 p., <http://www.nber.org/chapters/c3730.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

BELCOURT, Monica, Philip C. WRIGHT et Alan M. SAKS. 2000. *Managing Performance Through Training and Development*, deuxième édition, Scarborough, Ontario, Nelson Series in Human Resources Management.

BETCHERMAN, Gordon, Norm LECKIE et Kathryn MCMULLEN. 1998. *Barriers to Employer-sponsored Training in Canada*, Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques, 28 p., http://www.cprn.org/documents/18373_en.pdf (consulté le 13 juillet 2009).

BETCHERMAN, Gordon, et Gary S. LOWE. 1997. *The Future of Work in Canada: A Synthesis Report*, Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques, 57 p., http://www.cprn.org/documents/24985_en.pdf (consulté le 13 juillet 2009).

BÖHEIM, René, et Alison L. BOOTH. 2004. « Trade union presence and employer-provided training in Great Britain », *Relations Industrielles*, vol. 43, n° 3, juillet, p. 520 à 545, <http://www3.interscience.wiley.com/cgi-bin/fulltext/118753792/PDFSTART> (consulté le 13 juillet 2009).

CHAYKOWSKI, Richard P. 2005. *Non-standard Work and Economic Vulnerability*. Vulnerable Workers Series. n° 3, mars, Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques, 67 p., http://www.cprn.org/documents/35591_en.pdf (consulté le 13 juillet 2009).

CHOWHAN, James, et Neil J. BUCKLEY. 2005. « Utilisation de poids Bootstrap moyens dans Stata : une révision de BSWREG », vol. 2, n° 1, printemps,

Bulletin technique et d'information des Centres de données de recherche, n° 12-002-XII au catalogue de Statistique Canada, p. 24 à 48, <http://www.statcan.gc.ca/pub/12-002-x/12-002-x2005001-fra.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

CONFERENCE BOARD DU CANADA. 2008. *Les performances du Canada : Bilan comparatif*, <http://www.conferenceboard.ca/HCP/overview/Economie.aspx> (consulté le 13 juillet 2009).

COOKE, Gordon B. 2007. « Alternative work schedules and related issues among Atlantic Canadians », *The Workplace Review*, vol. 4, n° 2, novembre, p. 8 à 15, <http://www.smu.ca/academic/sobey/workplacereview/Nov2007/alternative.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

COOKE, Gordon B. et Isik U. ZEYTINGLU. 2006. « Females still face barriers: A commentary on the training gap in Canada », *The Workplace Review*, vol. 3, n° 1, avril, p. 29 à 32, <http://www.smu.ca/academic/sobey/workplacereview/May2006/FemalesFaceBarriers.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

CRANFORD, Cynthia J., Leah F. VOSKO et Nancy ZUKEWICH. 2003. « The gender of precarious employment in Canada », *Relations Industrielles*, vol. 58, n° 3, résumé en français, p. 454 à 482, <http://www.erudit.org/revue/ri/2003/v58/n3/007495ar.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

FANG, Tony, et Anil VERMA. 2002. « L'avantage salarial des travailleurs syndiqués », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 3, n° 9, septembre, n° 75-001-XII au catalogue de Statistique Canada, p. 14 à 21, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/75-001-x2002009-fra.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

FRAZIS, Harley, Maury GITTLEMAN et Mary JOYCE. 2000. « Correlates of training: An analysis using both employer and employee characteristics », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 53, n° 3, p. 443 à 462, <http://www.jstor.org/stable/pdfplus/2695968.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

GOLDENBERG, Mark. 2006. *Investissements des employeurs dans l'apprentissage en milieu de travail au Canada*, document de recherche, Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques au nom du Conseil canadien sur l'apprentissage, 67 p., http://www.cprn.org/documents/45529_fr.pdf (consulté le 13 juillet 2009).

HURST, Matt. 2008. « La formation liée au travail », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 20, n° 2, été, n° 75-001-XII au catalogue de Statistique Canada, p. 14 à 24, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/2008104/pdf/10555-fra.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

INDUSTRIE CANADA. 2002. *Atteindre l'excellence : investir dans les gens, le savoir et les possibilités*, La Stratégie d'innovation du Canada, 91 p., [http://www.collectionscanada.gc.ca/webarchives/20071116043005/http://innovation.gc.ca/gol/innovation/site.nsf/vdownload/page_pdf/\\$file/atteindre.pdf](http://www.collectionscanada.gc.ca/webarchives/20071116043005/http://innovation.gc.ca/gol/innovation/site.nsf/vdownload/page_pdf/$file/atteindre.pdf) (consulté le 13 juillet 2009).

KNOKE, David et Yoshito ISHIO. 1998. « The gender gap in company job training », *Work and Occupations*, vol. 25, n° 2, p. 141 à 167.

MCGOVERN, Patrick, Deborah SMEATON et Stephen HILL. 2004. « Bad jobs in Britain », *Work and Occupations*, vol. 31, n° 2, p. 225 à 249.

MORISSETTE, René and Xuelin ZHANG. 2005. « Échapper aux faibles gains », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 6, n° 4, avril, n° 75-001-XII au catalogue de Statistique Canada, p. 13 à 21, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/10405/7826-fra.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES (OCDE). 2006. « Stimuler l'emploi et les revenus : les leçons à tirer de la réévaluation de la Stratégie de l'OCDE pour l'emploi », *Perspectives de l'emploi de l'OCDE* 2006, 280 p.

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES (OCDE). 2005. *De l'école à la vie active : une transition difficile pour les jeunes adultes peu qualifiés*, Rapport de recherche, OCDE et Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques, Paris, 113 p., http://ftp.cprn.org/documents/37157_fr.pdf (consulté le 13 juillet 2009).

PADAVIC, Irene et Barbara RESKIN. 2002. « An overview of sex inequality at work », *Women and Men at Work*, deuxième édition, chapitre 3, Thousand Oaks, California, Pine Forge Press, Sage Publications, p. 37 à 55, http://books.google.ca/books?id=YAMIKD5DXAC&pg=PA37&lpg=PA37&dq=An+overview+of+sex+inequality+at+work.+In+Woman+and+Men+at+Work&source=bl&ots=Zk2aCyDtHU&sig=4nQonQUqmQSRovmfZv4fyGQVIXs&hl=en&ei=ZdhISoaZNpLWNb_84ZoB&sa=X&oi=book_result&ct=result&resnum=1 (consulté le 13 juillet 2009).

PIETERS, Valerie. 2004. *Travail et formation : premiers résultats de l'Enquête sur l'éducation et la formation des adultes de 2003*, n° 81-595-MIF — n° 015 au catalogue de Statistique Canada, document de recherche, Statistique Canada et Ressources humaines et Développement des compétences Canada, Ottawa, 67 p., <http://www.statcan.gc.ca/pub/81-595-m/81-595-m2004015-fra.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

RAINBIRD, Helen. 2000. « Skilling the unskilled: Access to work-based learning and the lifelong learning agenda », *Journal of Education and Work*, vol. 13, n° 2, juin, p.183 à 197.

SAUNDERS, Ron. 2003. *Defining Vulnerability in the Labour Market*. Vulnerable Workers Series. n° 1, novembre, Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques, 24 p., http://www.cprn.org/documents/25148_cn.pdf (consulté le 13 juillet 2009).

SIMPSON, Patricia A., et Linda K. STROH. 2002. « Revisiting gender variation in training », *Feminist Economics*, vol. 8, n° 3, novembre, p. 21 à 53.

STATISTIQUE CANADA. 2008. *Enquête sur le milieu de travail et les employés – 2005*, Numéro d'enregistrement : 2615, http://www.statcan.gc.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SurvId=2615&SurvVer=1&SDDS=2615&Instald=13978&InstaVer=8&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2 (consulté le 13 juillet 2009).

SUSSMAN, Deborah. 2002. « Obstacles à la formation liée à l'emploi », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 3, n° 3, mars, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 5 à 13, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/75-001-x2002003-fra.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

TURCOTTE, Julie, et Lori WHEMELL RENNISON. 2004. *Enquête canadienne reliant les établissements et leurs employés – Enquête de 1999 sur le milieu de travail et les employés*, document de travail 2004-01, Ministère des Finances, Ottawa, résumé en français, 52 p., http://www.csls.ca/ipm/9/turcotte_rennison-un-c.pdf (consulté le 13 juillet 2009).

TURCOTTE, Julie, André LÉONARD, et Claude MONTMARQUETTE. 2003. *Nouveaux résultats sur les déterminants de la formation dans les emplacements canadiens*, Série sur le milieu de travail en évolution, n° 71-584-MIF au catalogue de Statistique Canada – N° 8, Statistique Canada et Développement des ressources humaines Canada, Ottawa, 66 p., <http://www.statcan.gc.ca/pub/71-584-m/71-584-m2003008-fra.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

UNDERHILL, Cathy. 2006. « La formation à différents âges », *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 7, n° 10, octobre, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 18 à 29, <http://www.statcan.gc.ca/pub/75-001-x/11006/9502-fra.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

VAILLÉE, Guylaine. 2005. *Pour une meilleure protection des travailleurs vulnérables : des scénarios de politiques publiques*. Rapport de recherche, mars, Collection sur les travailleurs vulnérables, Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques, 81 pages, http://www.cprn.org/documents/35589_fr.pdf (consulté le 13 juillet 2009).

ZEYFINOGLU, Isik U., Gordon B. COOKE, Karlene HARRY et James CHOWHAN. 2008. « La formation en cours d'emploi au Canada : le cas des travailleurs à faible rémunération », *Relations Industrielles*, hiver, vol. 63, n° 1, résumé en français, p. 5 à 29, <http://www.erudit.org/revue/ri/2008/v63/n1/018120ar.pdf> (consulté le 13 juillet 2009).

Cette étude a été soutenue par une subvention du Conseil de recherches en sciences de recherche de Statistique Canada bien que les opinions exprimées ne représentent pas nécessairement le point de vue de Statistique Canada.